

ユーロ圏の政府債務危機は伝染したのか？*

—ユーロ圏加盟国の財政収支とCDSスプレッドを用いた実証分析—

高屋 定美

1. 序 —欧州で債務危機は伝染したのか—

2007年から始まる欧州金融危機は、2009年下半期にギリシャ政府による財政統計の改ざんが明らかとなり、ギリシャの財政危機への懸念が高まった。それに続いて、銀行危機に直面したアイルランドや南欧諸国も政府債務の返済が困難になるのではないかという不安が高まり、欧州債務危機へと拡大した。その間、2008年にはリーマン・ショックの発生により、世界的な金融危機も同時に発生し、欧州債務危機は世界経済に対して大きなマイナスのインパクトを与えるイベントとなった。

2009年からのギリシャ債務危機が他のユーロ圏政府の債務返済への懸念も高まり、金融市場では、それら諸国のイニシャルをとってGIIPS (Greece, Ireland, Italy, Portugal, Spain) と呼ぶようにもなった。たしかに2009年から2012年にかけてGIIPS諸国政府の財政は悪化し、その国債償還に対して金融市場は懸念を強めた。その懸念をあらわすのが当該国の国債金利と、そのCDS価格との差であるソブリンCDSスプレッドの上昇である (図1-1 図1-2)。

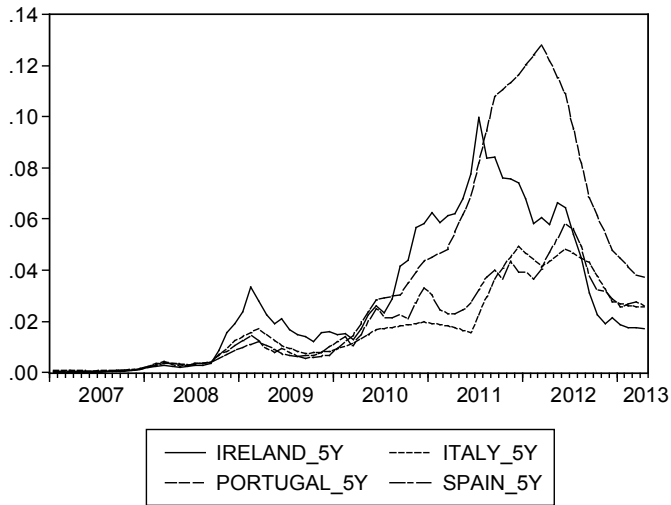
この図からそれぞれのソブリンCDSスプレッドは同じように動いており、いわゆる金融市場での伝染効果が存在する可能性を示唆している¹⁾。しかし、ソブリン危機自体にも伝染効果はなかったのであろうか。すなわち、欧州債務危機が起きている間に、あるユーロ圏政府の財政赤字の悪化が別のユーロ圏政府の財政を実際に悪化させたという現象は起きたのであろうか。もし起きたとすれば、その原因をどのように考察すればいいのであろうか。本稿の目的は、このような政府債務危機の伝染効果が欧州債務危機において存在したのかを実証的に検証することにある。さらに、その効果の理論的な検討を行うことにもある。

本来、政府債務危機は個別政府の問題であるはず。なぜなら、政府債務危機とは財政破綻の

*本稿は、日本学術振興会科学研究費補助金 (基盤研究 (C) 一般: 課題番号25380416) の研究助成を受けた研究の一部である。

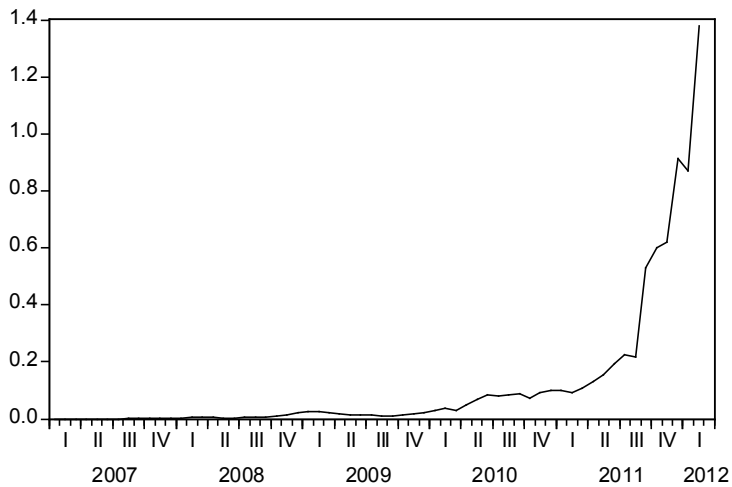
1) 欧州債務危機下での金融市場における伝染効果の実証分析に関しては、例えば Arghyrou, M. G., & Kontonikas, A. (2011), Beirne, J., & Fratzscher, M. (2013), 大野 (2012), 高屋 (2014b) がある。

図1-1 欧州債務国の5年物国債CDSスプレッドの推移



データ出所) Markit.

図1-2 ギリシャの5年物国債CDSスプレッドの推移



注) ギリシャのソブリンCDS取引は2012年2月からいったん中断しているの
で、それまでのデータでプロットしている。

データ出所) Markit.

危機であり、それは当該国の歳入・歳出に依存しているため他国からの影響を受けにくいと考えられる。

しかし、金融グローバル化の進展は政府債務危機の伝染を誘発する可能性を持っているのではないかと。特に通貨統合を達成し地域的なグローバル化が完成したユーロ圏では、政府債務危機（財政危機）の伝染効果が発生したのかどうか実証的な課題となる。

ここで、まず政府債務危機の伝染を定義する必要がある。資産価格の伝染効果については、いくつかの定義がある。例えばHassan and Naka (1996) はヨハンセンの共和分検定を用いて株価の波及効果を検証し、その波及を伝染とする。Allen and Gale (2000) は、伝染は特定地域あるいは少数の金融機関に影響を初期に与えるのみの小さいショックが残りの金融部門に波及し、より大きい経済に拡散することとする。同様に、Caramazza, Ricci, and Salgado (2004) は、伝染効果とは同地域内のある経済から別の経済への金融危機の拡大が、次第に拡大して認識されることとする。またKoutmas and Boot (1995) はボラティリティの非対称性を考慮して、3カ国の株式市場の株価のボラティリティの波及を検証し、その波及を伝染ととらえている。またMasson (1998) およびForbes and Rigobon (2002) は、経済の相互依存性とは区別し、ファンダメンタルズでは説明できない連動性の変化を伝染効果として定義している。Dungey, Fry and Hermosillo and Martin (2002, 2003) はショックを各国共通のショックと各国固有のショックに区別し、固有ショックの国際的波及が見られる場合を伝染効果として定義している。さらに、Forbes and Rigobon (2002) の拡張としてBekaert, G. C. Harvey and A. Ng (2005) は、経済ファンダメンタルによって予想される以上の相関として伝染を定義する。したがって相関の程度を基準にして、その高い現象を伝染とする。また過剰なボラティリティもこれに属する。

別の観点からKaminsky, Reinhart and Vegh (2003) は、伝染効果とはあるイベントに続いて起こる顕著で迅速な効果が多くの国で見られることであり、数時間、数日のうちにそれらの状況が起きるとし、波及 (spillover) は、拡散が次第におきることであり時間がかかる点が異なるとする。

これらの定義は資産価格を念頭においたものであるが、以上の定義を参考にここでは、一般的な伝染効果の広義としては金融変数・マクロ経済変数の国際的波及がある場合を伝染効果としてとらえるが、狭義としてはグレンジャーの意味での因果性が検出される波及が共通ショックではなく、個別ショックで起きえる場合とする。したがって、実証的には政府債務危機の伝染を広義には、財政収支の波及としてとらえ、狭義には債務危機国の財政収支が他国の財政収支に有意に正の影響を与えることと定義する。

その定義に基づき、第2節ではユーロ圏での財政収支の伝染効果の有無を、VEC誤差ベクトル自己回帰モデル (VECM) で検証する。第3節では動学的最小自乗法 (DOLS) を用いて個々の加盟国での伝染効果の有無を検証する。第4節では伝染効果が発生した原因について考察する。第5節は結論である。

2. 広義の政府債務危機の伝染の実態

第2節では、まず欧州債務危機において、広義の政府債務危機の伝染があったのかどうかを確認する。すなわち、ユーロ圏各国の債務危機が伝播していったのか、それとも各国独立して

起きたのかを確認するために、ベクトル自己回帰 (VAR) モデルによる累積インパルス応答を用いる。ここでの対象国はオーストリア (AUS), ベルギー (BEL), フィンランド (FIN), フランス (FR), ドイツ (DE), ギリシャ (GRK), アイルランド (IR), イタリア (IT), オランダ (NET), ポルトガル (POR), スペイン (SPA) であり, 推定期間は2004年1月から2013年4月である。利用するデータはEUROSTAT (欧州委員会統計局) からの対GDP財政赤字比率である。ただし, ここでは四半期データを月次にスムーズに変換している。

まず, データの特性を確認するため, ADF検定とKPSS検定によって単位根検定を行った。ラグ次数はSCによって決定した。また定数項とトレンド項は, それぞれ5%水準で有意な場合には付加している。その結果が表1に示されているが, それよりすべての対GDP比財政収支比率は非定常データであると判断した。

表1 ユーロ圏各国の財政収支での単位根検定の結果

	ADF							
	レベル	定数項	トレンド項	ラグ数	一階の階差	定数項	トレンド項	ラグ数
AUS	-2.691	有り	なし	4	-6.166**	なし	なし	3
BEL	-2.160	有り	なし	3	-10.070**	なし	なし	2
FIN	-1.864	なし	なし	6	-2.257*	なし	なし	5
FR	-0.397	なし	なし	4	-3.841**	なし	なし	3
DE	-1.506	なし	なし	4	-4.651**	なし	なし	3
GRK	-2.878	有り	有り	1	-7.481**	なし	なし	0
IR	-0.846	なし	なし	8	-3.396**	なし	なし	7
IT	-3.388*	有り	なし	1	-8.558**	なし	なし	0
NET	-1.833+	なし	なし	10	-2.041*	なし	なし	9
POR	-2.478	有り	なし	3	-11.153**	なし	なし	2
SPA	-2.832	有り	有り	12	-2.289**	なし	なし	9
	KPSS							
	レベル	トレンド項	Bandwidth	一階の階差	トレンド項	Bandwidth		
AUS	0.165**	なし	7	0.437	なし	79		
BEL	0.703*	なし	8	0.123	なし	17		
FIN	0.732*	なし	9	0.156	なし	5		
FR	0.602*	なし	9	0.144	なし	4		
DE	0.142+	有り	8	0.087	有り	10		
GRK	0.612*	有り	8	0.154	なし	4		
IR	0.165*	有り	8	0.138	なし	36		
IT	1.709**	なし	8	0.053	なし	8		
NET	0.588*	なし	9	0.134	なし	2		
POR	0.371+	なし	1	0.079	なし	1		
SPA	0.163*	有り	9	0.123	なし	3		

注) ラグ数はSCによって選択した。定数項, トレンド項は5%水準で有意な場合には付加している。

次に非定常データ間で共和分ベクトルの有無をヨハンセンの共和分検定を用いて検証した。その結果が表2に掲げられている。それによると, トレース検定で8つ, 最大固有値検定で7つの共和分ベクトルの存在が確認され, 両検定の結果より, 本稿では7つの共和分ベクトルが存在すると判定する。

表2 財政収支のヨハンセンの共和分検定の結果

共和分ベクトル数	トレース統計値	最大固有値統計値
None	747.665*	179.732*
At most 1	567.933*	164.308*
At most 2	403.625*	110.262*
At most 3	293.363*	71.900*
At most 4	221.463*	56.173*
At most 5	165.290*	53.229*
At most 6	112.062*	40.738*
At most 7	71.324*	35.595*
At most 8	35.729*	20.983
At most 9	14.746	10.459
At most 10	4.287	4.287

*は5%水準で共和分ベクトル数の仮説を棄却することを示す。

共和分関係にある変数間でのVARモデルを利用する場合には、誤差修正自己回帰モデル(VECM)を利用すべきである。そこで、本稿でもユーロ圏各国の財政収支比率の動きをVECMで推定し、それに基づいて累積インパルス応答を導いた。その結果を図示したのが図2である。これより、一概に特定国の財政赤字ショックが他のユーロ圏財政に影響を与えたとはまではいえない。南欧諸国の財政ショックはたしかに域内で波及しているものの、その規模、方向性は一様ではない。債務国ギリシャの債務残高増加のインパクトは、スペイン、ドイツなどに波及していることが確認される。

さらに、累積インパルス応答を24期目まで集計したのが表3に掲げている。表内の影響を受けた指数とはユーロ圏全体からの受けたインパクトをあらわし、影響を与えた指数とはユーロ圏全体に与えたインパクトをあらわす。またインパルス応答の絶対値の累積値は、正負に関係なく、ユーロ圏各国の財政収支へのインパクトをあらわす。

表3で影響を受けた指数を見るとスペイン、フィンランドが正の影響を受けており、オーストリアとドイツ、オランダは負の影響を受けていることがわかる。すなわち、後者の三カ国は債務危機が起きると財政を緊縮させていたことになる。また絶対値の累積値でみるとオーストリア、ドイツ、オランダ、ポルトガル、スペインが大きな影響(50以上)を受けたことになる。

表3で影響を与えた観点で累積インパルス応答をみると、オーストリア、ドイツ、オランダはユーロ圏での負の財政ショックを受けて緊縮を行うことを示すが、それ以外の国は財政赤字をもたらしたことを示す。したがって、ユーロ圏での財政赤字が起きると、ユーロ圏各国に少なからぬインパクトを与えることが確認される。特に、ギリシャは正の影響をユーロ圏全体に与えており、絶対値においても大きな影響を与える。アイルランドは、ユーロ圏財政に負の影響を与えているが、絶対値においてはもっとも大きな影響を与えていることが分かる。

当該国以外のユーロ圏に与えたインパクトをみると、アイルランドとスペインの財政赤字増

図2 VECMモデルでのインパルス

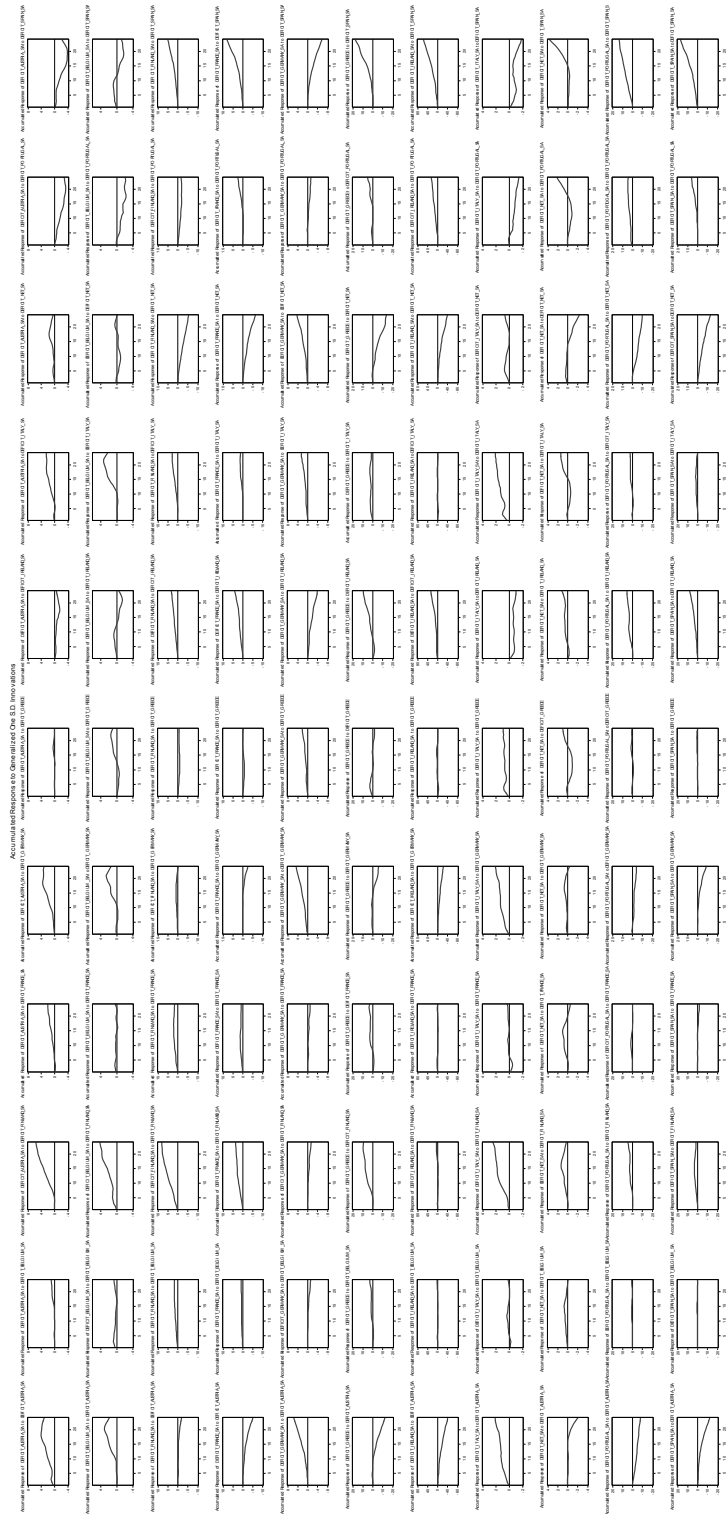


表3 ユーロ圏各国での財政収支インパルスの累積値（24期目）

	累積インパルス応答		インパルス応答の絶対値の累積値	
	影響を受けた指数	影響を与えた指数	影響を受けた指数	影響を与えた指数
AUS	-72.812	9.400	92.022	20.652
BEL	8.753	7.266	11.183	15.215
FIN	34.992	4.810	37.701	24.214
FR	3.948	5.920	11.324	34.471
DE	-37.860	0.484	51.368	28.988
GRK	4.189	18.033	7.687	81.290
IR	26.107	-17.262	37.965	194.503
IT	15.387	4.536	17.573	13.006
NET	-81.982	6.745	92.760	12.643
POR	31.961	5.823	50.702	49.166
SPA	94.151	-18.921	115.879	52.014

注1) 負の係数は緊縮をあらわす。24期までの累積インパルス応答値をあらわす。

注2) インパルスを求めるときには変数の順序にインパルス応答が依存されないGeneralized Impulseを利用している。

注3) 影響を受けた指数とはユーロ圏全体からの受けたインパクトをあらわし、影響を与えた指数とはユーロ圏全体に与えたインパクトをあらわす。絶対値の累積値は、緩和・緊縮に関係なく、ユーロ圏各国の財政収支へのインパクトをあらわす。

加は、それ以外の国には財政緊縮のインパクトを与えたことを示す。また絶対値のインパルス応答の累積値によって財政ショックのインパクトの大きさを比較すると、アイルランドとギリシャの他国に与える影響が大きかったことがわかる。また、オーストリア、オランダ、スペインが財政ショックからの影響を大きく受けたことがわかる。

以上より、財政ショックの伝播がユーロ圏ではみられたことが確認され、ギリシャ、アイルランドの財政危機国のショックが、ユーロ圏諸国に影響を与えた可能性のあることを示唆する。しかし、ここではユーロ圏全体の財政収支のインパクトで検証しているため、個別の危機の伝染があったのかどうかは明らかではない。そこで次節では各国別の要因を検証する。

3. 狭義の政府債務危機の伝染効果の実証

(1) 各国別の伝染効果の推定

次に、各国の財政収支の各国財政収支の決定要因を検証し、南欧の財政赤字の影響があるのかを検証する。前項のVECMによるインパルス応答のみでは財政赤字が伝播したとしても、それが債務国の個別要因が波及したのか、地域ないしはグローバルに共通の要因が影響を与えたのかは識別できない。そこで、各国の対GDP・財政収支比率を被説明変数とし、各国個別要因、地域要因、グローバル要因、伝染要因のそれぞれを説明変数として推定する。

個別要因として取り上げたのは各国の5年物国債CDSスプレッド、各国の一人あたり実質GDP成長率である。CDSスプレッドが政府債務利払いに影響を与えること、また成長率が高

まることで税収が増加し財政健全化につながると想定される。ただし、財政に影響を与えるのにはタイムラグがあるものと考えられ、3期前のCDSスプレッドを採用し成長率に関しては6期前を説明変数とした(回帰修正誤差が最小値となるラグ次数を選択した)。

地域的要因としては当該国の成長率を除き、各国GDPで加重平均したユーロ圏成長率を求め、それを説明変数として採用した。またグローバル要因としては米国経済の影響を考え、6期前のVIXを採用した。伝染要因としては、債務危機に直面した南欧諸国を中心に、ギリシャ、ポルトガル、アイルランド、スペイン、イタリアの財政収支比率を採用した。ただし、タイムラグを想定し、3ヶ月前の変数とした。なお、データ出所は以下の通りである。CDSスプレッドはMarkit、実質経済成長率、対GDP財政収支比率は欧州委員会統計局(EUROSTAT)より採集した。またVIXはセントルイス連銀経済データベース(FRED)より採取した。推定する対象国はベルギー、フランス、ドイツ、ギリシャ、アイルランド、イタリア、オランダ、ポルトガル、スペインの9カ国とした。ただし、伝染原因国ともいえる南欧諸国については、伝染要因として当該国自身の説明変数を含む場合には、その変数を除外して推定する。推定期間は2004年1月から2012年12月とする。ただし、CDSスプレッドのデータの利用可能性により、ギリシャに関しては2004年1月から2012年2月とし、オランダに関しては2006年2月から2012年12月とした。

次に財政収支比率を除くデータの特性を調べるために、ADF検定とKPSS検定によって単位根検定を行った。それらの単位根検定の結果が表4に掲げている。その結果、各国の実質GDP成長率を除く諸変数は単位根を持つことを有意に棄却できなかった。したがって、実質GDP成長率を除く各変数はレベルでは非定常であると判断される。

以上のように、各国のCDSスプレッド、財政収支比率、そしてVIXのレベルでのデータは単位根を持つ非定常データであり、一人あたり実質GDP成長率に関しては定常データであることが確認された。そこで、非定常データ間で長期的均衡関係があるかどうかを確認するために、ヨハンセンの共和分検定を行った。その結果が表5に掲げられている。

その結果、すべての国の非定常データ間では長期的均衡関係があることが認められた。共和分関係のある変数を含む場合、通常の最小自乗法は利用できないため、共和分関係のある変数のリード・ラグ項を含む動学的最小自乗法(DOLS)を利用する²⁾。

本節の目的は各国の財政収支比率がユーロ圏債務危機国の影響を受けたという、伝染効果が認められるのかどうかであり、そのために次の(1)式をDOLSによって推計する。

2) 共和分関係のある変数を含む推計式を推計する方法としてはDOLS以外にもFully-modified OLS、Canonical Cointegrating Regression が利用できる。

表4 単位根検定の結果

各国一人あたり実質成長率（季節調整済み）

	ADF検定							
	レベル				一階の階差			
	t統計値	定数項	トレンド項	ラグ数	t統計値	定数項	トレンド項	ラグ数
BEL	-3.264**	有り	なし	3	-5.571**	なし	なし	2
FR	-2.638*	有り	なし	3	-7.291**	なし	なし	2
DE	-2.660*	なし	なし	10	-2.814**	なし	なし	9
GRK	-1.274	なし	なし	9	-6.286**	なし	なし	8
IR	-2.898**	なし	なし	3	-6.872**	なし	なし	8
IT	-2.377*	なし	なし	3	-7.477**	なし	なし	2
NET	-2.262*	なし	なし	10	-3.398**	なし	なし	9
POR	-2.240*	有り	なし	4	-5.342**	なし	なし	8
SPA	-2.107*	なし	なし	3	-7.417**	なし	なし	2

	KPSS検定					
	レベル			一階の階差		
	LM統計値	トレンド項	Bandwidth	LM統計値	トレンド項	Bandwidth
BEL	0.268	なし	8	0.033	なし	
FR	0.270	なし	8	0.047	なし	7
DE	0.049	なし	4	0.028	なし	6
GRK	1.052**	なし	8	0.193	なし	38
IR	0.177*	なし	6	0.419+	なし	90
IT	0.336	なし	8	0.040	なし	6
NET	0.497*	なし	8	0.034	なし	4
POR	0.584*	なし	7	0.208	なし	38
SPA	0.822**	なし	8	0.058	なし	10

5年物CDSスプレッド

	ADF検定							
	レベル				一階の階差			
	t統計値	定数項	トレンド項	ラグ数	t統計値	定数項	トレンド項	ラグ数
BEL	-1.572	なし	なし	1	-7.237**	なし	なし	0
FR	-1.158	なし	なし	1	-6.364**	なし	なし	0
DE	-0.996	なし	なし	2	-7.322**	なし	なし	1
GRK	-1.034	なし	なし	22	5.528	なし	なし	21
IR	-1.141	なし	なし	2	-5.214*	なし	なし	1
IT	-0.548	なし	なし	3	-6.531**	なし	なし	2
NET	-2.451	有り	なし	1	-5.251**	なし	なし	0
POR	2.514	なし	なし	24	-2.460**	なし	なし	23
SPA	-0.666	なし	なし	1	-7.083**	なし	なし	0

	KPSS検定					
	レベル			一階の階差		
	LM統計値	トレンド項	Bandwidth	LM統計値	トレンド項	Bandwidth
BEL	0.119+	有り	8	0.118	なし	1
FR	0.160+	有り	8	0.077	なし	3
DE	0.115+	有り	8	0.063	なし	3
GRK	0.592*	なし	10	0.184	有り	10
IR	0.801**	なし	9	0.147	なし	5
IT	0.942**	なし	9	0.057	なし	2
NET	0.919**	なし	7	0.042	なし	4
POR	0.772**	なし	9	0.091	なし	7
SPA	0.988**	なし	9	0.082	なし	4

注) **は1%水準, *は5%水準, +は10%水準の棄却水準であることを示す。

当該国を除くユーロ圏成長率 (6期前)

ADF検定								
	レベル				一階の階差			
	t 統計値	定数項	トレンド項	ラグ数	t 統計値	定数項	トレンド項	ラグ数
BEL	-3.061*	有り	なし	11	-5.205**	なし	なし	12
FR	-3.564**	有り	なし	5	-8.776**	なし	なし	4
DE	-3.759**	有り	なし	5	-8.809**	なし	なし	4
GRK	-3.080	有り	なし	11	-4.962**	なし	なし	12
IR	-3.556**	有り	なし	12	-5.577**	なし	なし	12
IT	-3.087*	有り	なし	11	-5.306**	なし	なし	12
NET	-3.535**	有り	なし	12	-5.289**	なし	なし	12
POR	-3.071**	有り	なし	11	-5.264**	なし	なし	12
SPA	-3.531**	有り	なし	12	-5.349**	なし	なし	12

KPSS検定						
	レベル			一階の階差		
	LM統計値	トレンド項	Bandwidth	LM統計値	トレンド項	Bandwidth
BEL	0.140	なし	30	0.087	なし	20
FR	0.051	なし	9	0.139	なし	27
DE	0.086	なし	10	0.168	なし	27
GRK	0.345467+	なし	62	0.139	なし	27
IR	0.201	なし	35	0.091	なし	21
IT	0.178	なし	31	0.087	なし	21
NET	0.168	なし	37	0.085	なし	21
POR	0.165	なし	32	0.090	なし	21
SPA	0.167	なし	36	0.084	なし	21

VIX

ADF検定							
レベル				一階の階差			
t 統計値	定数項	トレンド項	ラグ数	t 統計値	定数項	トレンド項	ラグ数
-2.3959	有り	なし	2	-9.370**	なし	なし	1

KPSS検定					
レベル			一階の階差		
レベル	トレンド項	Bandwidth	一階の階差	トレンド項	Bandwidth
0.198*	有り	5.000	0.048872	なし	5

注) **は1%水準, *は5%水準, +は10%水準の棄却水準であることを示す。

$$\begin{aligned}
 \text{deficit}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{CDS}_{i,t} + \beta_2 \text{deficit_GRK}_{t-3} + \beta_3 \text{deficit_POR}_{t-3} \\
 & + \beta_4 \text{deficit_IR}_{t-3} + \beta_5 \text{deficit_SPA}_{t-3} + \beta_6 \text{deficit_IT}_{t-3} + \gamma_1 \text{Growth}_{i,t-6} \\
 & + \gamma_2 \text{Growth_EURO}_{i,t-6} + \delta \text{VIX}_t + \theta \text{TREND}_{i,t} + \tau_1 \sum_i^n \text{CDS}_{i,t-n} + \tau_2 \sum_i^n \text{CDS}_{i,t+n} \\
 & + \tau_3 \sum_i^n \text{deficit_GRK}_{i,t-n} + \tau_4 \sum_i^n \text{deficit_GRK}_{i,t+n} + \tau_5 \sum_i^n \text{deficit_POR}_{i,t-n} \\
 & + \tau_6 \sum_i^n \text{deficit_POR}_{i,t+n} + \tau_7 \sum_i^n \text{deficit_IR}_{i,t-n} + \tau_8 \sum_i^n \text{deficit_IR}_{i,t+n} \\
 & + \tau_9 \sum_i^n \text{deficit_SPA}_{i,t-n} + \tau_{10} \sum_i^n \text{deficit_SPA}_{i,t+n} + \tau_{11} \sum_i^n \text{deficit_IT}_{i,t-n} \\
 & + \tau_{12} \sum_i^n \text{deficit_IT}_{i,t+n} + \tau_{13} \sum_i^n \text{VIX}_{i,t-n} + \varepsilon_t \tag{1}
 \end{aligned}$$

表 5 ヨハンセンの共和分検定の結果

推計方法 ヨハンセンの共和分検定 (トレンドリ項なし)

変数 5 年物国債CDSスプレッド, 当該国財政収支比率, ギリシャ財政収支, ポルトガル財政収支, アイルランド財政収支, スペイン財政収支, イタリア財政収支

国名 推計期間 サンプル数 ラグ数	フランス 2004年4月～2012年12月 105 1			ドイツ 2004年4月～2012年12月 105 1			ギリシャ 2004年12月～2012年2月 105 1			アイルランド 2004年4月～2012年12月 105 1		
	固有値	トレース 統計値	最大固有 値統計値	固有値	トレース 統計値	最大固有 値統計値	固有値	トレース 統計値	最大固有 値統計値	固有値	トレース 統計値	最大固有 値統計値
None	0.4153	219.0837*	57.9579*	0.4737	253.7995*	67.3991*	0.4473	241.8208*	62.2029*	0.7313	295.2858*	128.7793*
At most 1	0.3648	161.7258*	49.0139*	0.4426	186.4004*	61.3688*	0.3748	179.558*	49.3100*	0.4397	166.5065*	56.7770*
At most 2	0.2805	112.7119*	35.5482	0.3488	125.0316*	45.0378*	0.3351	130.248*	42.8519*	0.4160	109.7296*	52.7146*
At most 3	0.2357	77.16373*	29.0334	0.2474	79.9938*	29.8425	0.2579	87.3961*	31.3151	0.2158	57.01495*	23.8264
At most 4	0.1759	48.1304	20.9005	0.2291	50.1513	27.3200	0.2427	56.0810*	29.1853*	0.1851	33.1885	20.0554
At most 5	0.1595	27.2299	18.7636	0.1443	22.8314	16.3595	0.1639	26.8958	18.7894	0.1147	13.1332	11.9360
At most 6	0.0602	8.4663	6.7063	0.0451	6.4718	4.8433	0.0476	8.1063	5.1226	0.0121	1.1972	1.1972
At most 7	0.0162	1.7601	1.7601	0.0154	1.6286	1.6286	0.0280	2.9837	2.9837	0.0118	1.2974	1.2974

国名 推計期間 サンプル数 ラグ数	オランダ 2006年2月～2012年12月 105 1			ポルトガル 2004年4月～2012年12月 105 1			スペイン 2004年4月～2012年12月 105 1		
	固有値	トレース 統計値	最大固有 値統計値	固有値	トレース 統計値	最大固有 値統計値	固有値	トレース 統計値	最大固有 値統計値
None*	0.6010	289.9402*	100.1462*	0.5209	221.8873*	65.4924*	0.4247	174.9436*	60.2583*
At most 1*	0.4318	189.794*	61.6081*	0.4334	156.3949*	50.5631*	0.3552	114.6853*	47.8247*
At most 2*	0.3407	128.1859*	45.4115*	0.3416	105.8318*	37.1996	0.2107	66.8606	25.7844
At most 3*	0.2507	82.7744*	31.4534	0.2252	68.6322	22.7066	0.1738	41.0762	20.8052
At most 4	0.2032	51.3211	24.7625	0.2122	45.9257	21.2300	0.1352	20.2710	15.8301
At most 5	0.1674	26.5585	19.9715	0.1650	24.6956	16.0490	0.0238	4.4408	2.6214
At most 6	0.0470	6.5871	5.2451	0.0712	8.6467	6.5703	0.0166	1.8195	1.8195
At most 7	0.0122	1.3420	1.3420	0.0231	2.0764	2.0764	0.0238	4.4408	2.6214

*は5%水準で帰無仮説を棄却することを示す。

ここで、deficitは対GDP財政赤字比率をあらわし、 i は国を t は期間をあらわす。CDSは5年物国債CDSスプレッドを、deficit_GRKはギリシャの財政赤字比率を、deficit_PORはポルトガルの財政赤字比率を、deficit_IRはアイルランドの財政赤字比率を、deficit_SPAはスペインの財政赤字比率を、deficit_ITはイタリアの財政収支比率をそれぞれあらわす。また、Growthは i 国の一人あたり実質成長率を、Growth_EUROは i 国を除くユーロ圏全体の加重平均した一人あたり実質成長率を示す。さらにVIXは米国株式市場のボラティリティをあらわすVIXを、TRENDはトレンド項をあらわす。ただし、トレンド項に関しては5%の棄却水準で有意であれば説明変数に加えるが、有意でない場合には加えないものとする。

CDSとGrowthは財政収支の個別要因、Growth_EUROは地域的要因、VIXはグローバル的要因、そしてdeficit_GRK、deficit_POR、deficit_IR、deficit_SPA、deficit_ITは伝染効果要因といえる。ただし、伝染効果を与えると想定した国の財政赤字を被説明変数とした推計には、当該国の財政収支比率を説明変数から除外する。

以上の推計結果を表6にまとめた。ただし係数の正は説明変数が増加すれば財政黒字になることを示し、負であれば財政赤字になることを表す。表6によれば、ベルギー財政はCDSスプレッドには有意ではない。ギリシャとアイルランドの財政収支に関して有意に負であり、スペインに関しては有意に正となり、ポルトガルとイタリアに関しては有意ではない。したがって伝染効果も一意の効果を与えるのではなく、ギリシャの財政赤字はベルギーの財政緊縮をもたらし、スペインの財政赤字は財政赤字をもたらすことを示唆する。成長率、ユーロ圏成長率に関しては有意ではない。さらにグローバル要因とした米国証券市場のボラティリティであるVIXに関しては有意に負である。以上より、個別要因、地域的要因からの影響はなく、伝染効果要因およびグローバル要因がベルギーの財政赤字をもたらすことを示唆する。

フランスはCDSスプレッドの係数は有意に負であり、その上昇は有意に財政赤字をもたらすことを示唆する。伝染要因に関してはギリシャ、ポルトガル、アイルランド、スペイン、イタリアは有意であるが、係数をみるとギリシャ、ポルトガル、アイルランドは正であり、スペイン、イタリアは負である。すなわち、スペインの財政赤字はフランス財政の緊縮をもたらすことを意味する。またギリシャの財政赤字はフランスの財政赤字をもたらすことを意味する。成長率に関しては有意に正であり、成長率の上昇は財政収支を改善することを示す。地域要因のユーロ圏成長率の係数も有意に正であり、地域要因であるユーロ圏成長率も正の効果をもたらす。グローバル要因のVIXについては有意ではない。以上より、個別要因、地域的要因、伝染効果要因がフランスの財政悪化をもたらしたことを示唆しグローバル要因は影響を有意に与えなかったといえる。

ギリシャはCDSのスプレッドの係数は有意に負であり、係数値は他国に比べてもっとも大きい。したがって、CDSの上昇は財政赤字をもたらしたことを強く示す。伝染効果要因についてはいずれも有意ではない。成長率については有意に正であり、ユーロ圏成長率については有

表6 DOLSの推計結果

被説明変数：対GDP財政収支比率（季調済み）
 推定方法：Dynamic Least Squares (DOLS)
 推定期間：2004年11月～2012年12月

国名 説明変数	ベルギー		フランス		ドイツ		ギリシャ		アイルランド		
	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値	
5年物CDSスプレッド(3期前)	-0.855	0.229	-340.433	65.894	35.449	167.369	0.833	0.028	202.078	87.569	0.024
ギリシャ財政収支比率(1期前)	655.536	0.000	0.671	0.103	-0.121	0.124	0.338	0.028	0.200	0.725	0.783
ポルトガル財政収支比率(1期前)	-1.288	0.447	0.383	0.102	0.073	0.074	0.335	0.024	0.018	0.348	0.959
アイルランド財政収支比率(1期前)	-1.304	0.164	0.085	0.012	0.079	0.028	0.007	0.084	0.177	0.666	0.081
スペイン財政収支比率(1期前)	0.003	0.064	0.962	0.137	0.309	0.162	0.062	0.305	0.874	0.910	0.340
イタリア財政収支比率(1期前)	2.013	0.456	0.000	0.100	0.451	0.253	0.081	1.444	19.417	8.182	0.020
定数項	0.467	0.608	0.448	1.284	-7.226	2.218	0.002	-5.383	-0.193	0.061	0.002
トレンド項	1.273	1.786	0.481	0.945	0.127	0.011	0.000	0.113	-0.382	0.425	0.371
当該国の成長率(6期前)	-16.782	4.918	0.002	0.477	0.182	0.011	0.000	0.113	0.046	0.026	0.026
当該国を除くユーロ圏成長率(6期前)	0.002	0.289	0.994	0.046	-0.069	0.150	0.645	-1.477	0.799	0.086	0.884
VIX(6期前)	0.027	0.056	0.627	0.001	0.001	0.013	0.922	0.022	0.059	0.722	0.523
リード・ラグ次数	3		3		3		3		6		1
決定係数	0.944		0.983		0.958		0.989		0.827		0.827
自由度調整済み決定係数	0.841		0.966		0.913		0.933		0.772		0.772
回帰標準誤差	0.933		0.354		0.530		0.888		4.969		4.969
ダービンワトソン比	1.268		1.091		0.869		1.880		0.618		0.618

注) ギリシャは推定期間2004年12月から2012年2月まで

国名 説明変数	イタリア		オランダ		ポルトガル		スペイン	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値	係数	P値
5年物CDSスプレッド(3期前)	-51.396	0.002	136.221	38.158	-0.285	1.453	0.846	0.000
ギリシャ財政収支比率(1期前)	0.101	0.072	0.255	0.031	111.570	32.009	0.001	13.413
ポルトガル財政収支比率(1期前)	0.157	0.059	0.009	0.040	-0.537	0.438	0.226	0.086
アイルランド財政収支比率(1期前)	0.058	0.028	0.041	0.036	0.056	0.125	0.655	0.000
スペイン財政収支比率(1期前)	0.034	0.066	0.612	0.125	0.440	0.563	0.438	0.266
イタリア財政収支比率(1期前)	-6.650	0.935	0.000	0.103	0.440	0.363	0.015	0.000
定数項	0.051	0.011	0.000	4.202	1.610	0.636	0.015	0.000
トレンド項	0.465	0.169	0.007	-0.035	0.007	0.000	0.266	0.000
当該国の成長率(6期前)	0.331	0.443	0.023	1.224	3.197	5.781	0.292	0.003
当該国を除くユーロ圏成長率(6期前)	0.030	0.011	0.009	0.366	-0.077	0.043	0.081	0.765
VIX(6期前)	1		3		3		3	0.000
リード・ラグ次数	1		3		3		3	0.000
決定係数	0.688		0.994		0.898		0.986	0.986
自由度調整済み決定係数	0.591		0.983		0.756		0.976	0.976
回帰標準誤差	0.771		0.351		1.481		0.878	0.878
ダービンワトソン比	0.710		1.339		1.045		1.418	1.418

注) オランダの推定期間は2006年2月～2012年12月まで。

意ではない。VIXに関しても有意な結果は得られなかった。以上よりギリシャの財政赤字はCDSの動きと自国の成長率に影響を受けることとなり、伝染効果は見られない。したがって、ギリシャが伝染の源泉ということが出来る。

ドイツはCDSのスプレッドの係数は有意ではなく、成長率に有意に正である。伝染効果要因としては、アイルランドの財政収支のみが有意に正である。ただし10%水準ではスペイン、イタリアは有意に正である。成長率の係数に関しては有意に正であるが、ユーロ圏成長率に関しては有意な結果は得られなかった。したがって、ドイツの財政収支比率は自国の成長率の要因が支配的であるが、そうであってもアイルランドの財政赤字の影響を一定程度、受けたことを示唆する。

アイルランドはCDSスプレッドに有意に正である。したがって自国への不安要因はアイルランド財政に規律を与えたことを示唆する。アイルランドは銀行危機によって政府が金融機関に資本注入する必要性に迫られた。その結果として財政が悪化しCDSスプレッドも上昇したが、その後、財政収支を改善する傾向をみせたことが、この結果に表れているといえる。伝染効果要因はいずれも5%の棄却水準では有意ではない。10%水準で判断すればスペインの財政収支に有意に正の係数である。したがって、ギリシャと同様にアイルランドが債務危機伝染の源泉の可能性が高いが、アイルランドもスペインの財政赤字の影響を受けているということができよう。さらに、自国成長率、ユーロ圏成長率ともに有意ではない。またトレンド項に有意に正である。以上より、スペイン財政の影響があるもののアイルランドは債務危機の源泉の可能性が高く、また金融市場の不安感をうけ、財政規律を回復したものといえる。

イタリアは、CDSスプレッドに関して有意に負である。したがって、CDSの上昇は財政赤字をもたらしたことを強く示す。伝染効果要因のうち、ポルトガル、アイルランドのみが有意に正となっている。また、成長率とユーロ圏成長率、トレンド項については有意に正である。したがって、自国およびユーロ圏の成長率の上昇はイタリア財政収支の改善に寄与することを意味する。さらにVIXについても有意に正である。以上より、イタリアも他の債務危機国からの影響をうけ、財政赤字が拡大した可能性を示し、さらに地域要因、グローバル要因にも影響を受けやすい構造を持っているといえる。

ポルトガルはCDSスプレッドには有意ではなく、金融市場の影響を受けなかったことを示唆する。また伝染効果要因に関してはギリシャの財政比率のみが有意に正であり係数の値も大きい。すなわちポルトガルの財政収支はギリシャの財政悪化の影響を支配的に受けたものと考えられる。さらに自国の成長率にもユーロ圏の成長率にも有意ではない。ただし、10%の棄却水準ではユーロ圏成長率が有意に正の影響を与えている。VIXに関しても有意ではない。以上より、ポルトガル財政はギリシャ財政の影響を強く受け、地域要因からも一定程度、影響を受けたことを示唆する。

オランダはCDSスプレッドが上昇することで財政収支は黒字化することを有意に示してい

る。すなわち、CDSスプレッドの上昇は財政規律を与えることを示唆する。またギリシャ、ポルトガル、スペインの財政収支には有意に正であり、それらの財政収支赤字によりオランダの財政赤字をもたらすという伝染効果がみられる。しかしアイルランドについては係数は小さいものの有意に負であり、アイルランドの財政赤字増加はオランダの緊縮をもたらしたことを示唆する。さらにイタリア財政に関しては有意ではない。成長率に関しては有意に正であり、成長率の上昇は財政収支を改善することを示す。ユーロ圏の成長率にも自国成長率の半分の程度で財政収支にプラスの影響を有意に与える。またグローバル要因であるVIXに関しては有意に負の係数であり、米国金融市場での不安は財政悪化をもたらすことを示唆する。

スペインはCDSスプレッドが上昇することで財政収支は赤字化することを有意に示している。すなわち、CDSスプレッドの上昇は財政を悪化させることを示唆する。またギリシャ、アイルランド、イタリアの財政収支には有意に正であり、それらの財政収支赤字によりスペインの財政赤字をもたらすという伝染効果がみられる。ポルトガル財政に関しては有意ではない。成長率に関しては有意に正である。ユーロ圏の成長率には有意ではなく、地域的要因には影響を受けないことを示唆する。

（2）推計結果の小括

以上の推計結果を次のようにまとめることができる。まず、第2節で行った推計により、①各国の財政比率の間では共和分関係が存在することが確認された。さらにその財政ショックの伝播をVECMによって検証した結果、ユーロ圏での財政赤字が起きると、ユーロ圏各国に少なからぬインパクトを与えることが確認される。特に、ギリシャは正の影響をユーロ圏全体の財政収支に与えており、絶対値においても大きな影響を与える。アイルランドは、ユーロ圏財政に負の影響を与えているが、絶対値においてはもっとも大きな影響を与えていることが分かる。したがってユーロ圏内で財政収支は伝播し、いわゆる伝染効果を与える可能性を示唆している。

②さらにユーロ圏主要各国ごとの財政赤字比率をDOLSによって推計した結果、多くの国で債務危機国であるギリシャ、ポルトガル、アイルランド、スペイン、イタリアの財政収支の影響を有意に受けていることが確認された。ただし、その影響の受け方は一様ではなく、例えばギリシャの財政赤字はオランダに対しては有意に正であるがドイツには有意ではないなど、各国財政に与える影響は異なっていること結果となった。特にアイルランドの財政赤字の影響に関しては有意に符号が逆となる例がある。例えばドイツ財政は有意に正であるが、オランダに関しては有意に負である。これは、アイルランド政府がいったんは財政赤字を膨張させたが、その後、財政再建に積極的に取り組み財政赤字を削減していったため、そのアイルランド財政の動きと各国財政の変動が有意に反応した時期が異なることを示唆する。以上より、ユーロ圏内の債務危機が一定程度、ユーロ圏全体に波及していき各国財政を悪化させた要因になったも

のといえる。

4. 政府債務危機の伝染の原因

以上のように、ユーロ圏諸国の債務赤字の要因として伝染要因が有意に影響を与えていることが確認された。この節では、その原因を検討することである。まずは政府債務危機の原因を検討し、その上で伝染の原因を検討する。以下、3つの要因が想定される。

(1) 政府債務危機の原因

第1にはファンダメンタルの要因、第2には政府の返済意志の問題、第3には国債市場での国債価格の暴落による借換の問題があげられる。

第1の財政危機のファンダメンタルに基づく原因としては、歳入不足およびまたは歳出の拡大による財政赤字の悪化によるものである。歳入不足の原因としては例えば、成長率の低下による短期的な要因や高齢化による労働人口減少による長期的な要因が挙げられる。歳出増加に関する要因としては、金融危機対策の一貫として、流動性問題を抱えた銀行への資金注入や失業給付の増加、そして景気対策としての公共事業費の増加などがあげられる。

第2の返済意志の問題とは、政府が国債償還を行う意志を持たない場合に生ずる。意志を持たない場合とは、過剰な財政支出を行ってきた政府が財政規律を強めようとする国民の反発にあい、選挙で政府与党が敗退することが予想されれば、政府は財政改革に取り組みず返済しないデフォルトを選択する誘因をもつ。その一方で、債務不履行を行えば、リスクが高まりその後の国債発行ができなくなったり、公共サービスの低下による民意の離反、また対外借入も困難となるなど、将来の財政運営が厳しくなるといったペナルティが考えられる。

第3の国債価格の暴落による借換が困難となることを通じて財政危機が発生する。当該国政府の財政状況が悪化し、国債価格の低下が予想されると、投機家が国債の売却を急ぎ国債価格が下落してしまう。そのため国債発行による資金調達も困難となり、財政危機が到来する。このような状況に対して金融市場でリスクが上昇したと認知されれば、CDSの売りにつながり、それが国債利回りをさらに上昇させる可能性もある。国債価格の売却はファンダメンタルの要因である財政悪化の予想によって起きうるが、その予想形成は世界的に広がる投機家たちであり、彼らのポートフォリオの変更によって当該国政府のソブリンCDSならびに国債価格が下落しうる。

(2) 政府債務危機の伝染の原因

(1)の政府債務危機の要因のうち、外国の財政危機の影響が伝わるチャンネルを持つものを検討してゆく。まず貿易連関を通じたものと、国際金融市場を通じたものが考えられる。

前者の貿易連関を通じたものとは次のような効果を想定する。先に挙げた政府債務危機の要因の第1のファンダメンタル要因のうち、歳入側では成長率の低下に関して地域的に隣接した国・地域での成長率低下は貿易連関を通じて当該国にも影響を与えることが考え得るが、それは景気伝播（transmission）であり、経済の相互依存関係が進展すると想定できる状況である。たとえば、開放経済のA国の景気後退があり、その対応のために当該政府が財政支出を増加させるとしよう。その景気後退が相互依存関係にあるB国に伝播すれば、その国の政府も財政支出拡大で対応しようとする可能性は高い。さらに両国とも財政余剰がないとすれば、両国の財政支出拡大が時間差で現れることとなり、Aの財政赤字がBの財政赤字に伝染したように観察される。ただし、これは本稿で定義した財政危機の伝染効果の一つであるが、効果が表れるのに時間がかかるであろう。またファンダメンタルな要因によるものであり、過剰な伝播を招く恐れは少ないものといえる。

また、国際金融市場を通じた伝染といえるチャンネルは、次のようなものである。外国での景気後退によりその国の政府の財政赤字により財政危機が起き、そのことが金融市場での国債利回り、あるいはCDS市場でのCDSスプレッドの上昇をもたらす³⁾。それが当該国の利回り、あるいはCDSスプレッドにも正の影響を与えるとすれば、当該国での投資を減退させ成長率を押し下げることにより、歳入を減少させる。また、その国債利回り、あるいはCDSスプレッドの上昇は当該国政府の国債利払い費を増加させるので歳出増につながる。また地域的な金融危機による外国の景気後退により、当該国でも景気が後退すれば両国とも景気対策のために歳出が増加する。ただし、先に景気後退が訪れた外国政府の財政赤字がまずは増加する。

一方、反対の財政への反応もありうる。負の景気伝播を受けた国のCDSスプレッドが上昇し、それを懸念した当該国政府が財政健全化を進めれば財政黒字の方向にすすむ。ここで伝染効果としてとらえられるのは、正の効果、すなわちある国の財政赤字が発生すれば同方向に他国も財政赤字となるものとしてとらえるのが適当であろう。

第2の返済意志に関しては、政府の返済意志に外国政府が直接的に影響を与えることはないものと考えられるが、間接的には外国政府のデフォルトを観察することにより返済意志を通じた伝染プロセスが想定できる。ただし、返済不履行を起こしたときのペナルティとして対外関係の悪化や民間企業も含む対外借入の困難などがあり外国の影響を完全に視野に入れていないとはいえない。また他国の債務不履行の状況を見て、それに対するペナルティが軽ければ、当該国政府も債務不履行を実行してもペナルティが軽いものと認識する可能性がある。いわゆるモラルハザードを他国の返済意志によって誘発することはあり得る。したがって債務危機に先んじて陥った国への対応を観察して、それに続く債務国が債務不履行を選択する可能性は高い。

第3の国債価格の暴落に関しては、金融市場での伝染効果が多数の研究により確認されてい

3) CDSスプレッドと国債利回りの関係については高屋(2014c)がある。

る。高屋 (2014b) でもソブリンCDS市場での伝染効果が確認されている。国債価格ならびにCDSスプレッドの伝染が確認された背景には、高屋 (2014a) で示されたように、当該国の財政赤字悪化などのファンダメンタル要因だけでなく、EU全体の経済不安を伝えるニュースによる要因などがある。特にニュースの要因が危機前後では支配的な要因になっており、当該国の財政状況だけでなくユーロ圏全体の経済状況やユーロ圏内の財政危機国のニュースに反応してそれ以外の国の国債やCDSを売却したものと推察される。したがって、必ずしも合理的ではない金融市場での投機家の予想ならびにそれに基づく行動がCDSスプレッドを動かし、そのCDSスプレッドの類似した、しかし必ずしも財政危機に陥ってはいない他国のCDSに伝染し、それを通じて当該国政府の国債価格を引き下げる可能性がある。また高屋 (2014b) が示したように、CDSの伝染が財政赤字国の中で観察されており、その伝染効果が債務危機を拡大したものと見える。

2009年からのギリシャ政府の債務危機から端を発した欧州債務危機では政府債務危機の伝染がみられた。その原因としては、上記の1の景気の伝播を通じた債務危機と、3のCDS市場での伝染による財政危機があげられる。特に近年の金融自由化により金融取引の規模が格段に拡張した金融資本主義と呼ばれるような構造が生まれ、CDS市場を通じた財政危機の可能性も高くなっている。CDSスプレッドに対して負の係数が推計されたユーロ圏諸国は、金融市場による債務返済が強く求められるか、あるいは債務返済不能の状態に追い込まれるリスクがあるものといえる。正の係数が推計されたドイツのような国であっても、財政規律を回復するに際して、ドイツ政府自身の判断にも金融市場での反応を考慮せざるを得ないことを示している。どちらのケースにせよ、金融市場の動向が各国財政の判断に強い影響を与えていることを示唆している。

5. 結びとして —政府債務危機の伝染防止にむけて—

本稿の第2節、第3節での分析により欧州債務危機が発生した後、ユーロ圏各国の財政収支の連動性が高く、南欧諸国を中心とする債務危機国の財政赤字拡大の動きは、他のユーロ圏財政に影響を与えたことが実証的に確認された。第4節ではそれを引き起こす要因としてファンダメンタルの要因と金融市場の要因に分け、検討した。ただし、債務危機国からの直接的な影響とともにユーロ圏諸国のCDSスプレッドの反応をみると後者の金融市場からの要因の影響も大きいことが示唆された。

そこで政府債務危機の伝染の防止に関しては、ファンダメンタルズへの対応は必要であろう。ユーロ圏内では市場統合が完成しており、貿易規制を復活させることはできない。そのため各国の景気の連動性は他地域に比べて高いといえる。すなわち、ユーロ圏での景気連動性を前提にして、伝染防止をしなければならない。そのため景気変動を財政政策に委ねずに要素移動に

よって行うことができればいい。しかし、そのような最適通貨圏の条件が常に満たされるとはいえず、一時的には財政支出による景気循環抑制的な政策手段にも頼る必要がある。高屋（2009）が提唱したように、ユーロ圏各国が景気抑制のための財政ファンドを積み立て、そこから支出すれば景気後退に陥ったユーロ圏加盟国のみが財政支出を行うよりも負担は軽く、財政危機を防げるのではないかと考える。

また、CDS市場からの影響が大きいことが本稿の推計の結果、確認された。ソブリンCDSスプレッドは本源的証券である国債に対する保険的機能を提供するデリバティブ商品であるので、当該国国債のリスクを反映する価格である。本来であれば、本源的証券のリスクを適切に反映するプライシングがされるはずである。しかし、ユーロ導入後の動きをみると、2007年までは安定成長協定のもとで財政赤字を抑制することが求められていたとはいえ、各国財政には格差があった。しかし、ユーロ圏各国のソブリンCDSスプレッドは、ほぼ同一である。その一方で、ギリシャ危機が報じられた2009年10月以降は、急激に上昇している。これは合理的な価格付けがなされていなかったことを示唆している。特にギリシャ危機後のギリシャ国債のCDSスプレッドの上昇はあまりに急激であり、また高屋（2014a）が示したように、CDSスプレッドはニュースによっても大きく影響を受けることが明らかであり、これは投機家のHerding現象を反映したものかもしれない。

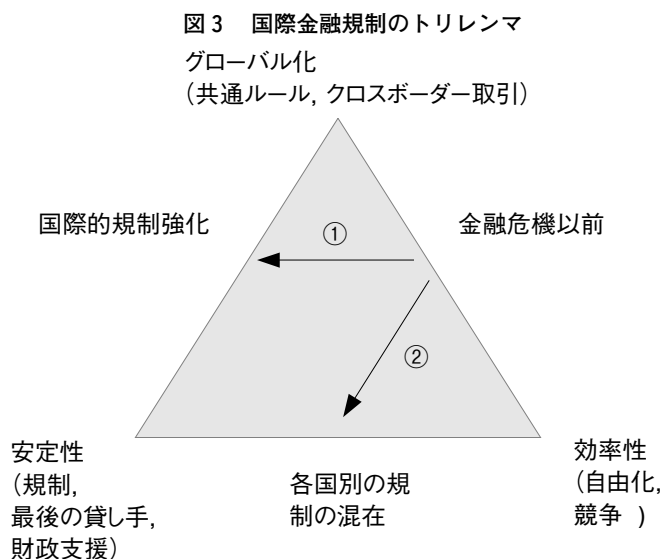
このようなCDSの動きによって各国の財政収支が影響を受けるとすれば、CDS市場をはじめとした金融市場の投機的な特徴を抑制する必要がある。すなわち、金融規制の強化が求められるものと考えられる。ユーロ圏ではグローバル化が地域的には完成している。そのため欧州連合が金融規制の共通ルールを策定しているため、ユーロ圏内での金融規制の進む方向性は金融危機以前に比べて規制強化に向かっている。その代表的な規制が銀行同盟である。EUの銀行同盟構想には、①欧州中央銀行によるクロスボーダー取引を行う金融機関に対する一元的監視・規制、②金融機関の破綻処理の一元化、③預金保険の統一化が含まれる。銀行同盟による規制によって従来、各国で異なっていた規制・監督のルール・方式が、大手の金融機関に限られるとはいえ、統一されることとなり、異なる規制による競争上のゆがみが是正されることが期待される。危機に対する事前・事後のルールができることにより、金融機関による投機的な行動を一定程度、抑制されるかもしれない。しかし、規制の目を逃れた行動や、ヘッジファンド等のシャドーバンキングの行動をどの程度まで規制対象にできるのかは、運用の課題である。

また金融危機が起きる以前では、金融監督・規制の分野はミクロの金融機関の健全性などを対象にしてきたが、金融グローバル化の下で金融リスクの伝播や伝染が一般的に観察されることになり、システムック・リスクの危険性が認知されたため、マクロ的な金融環境も考慮した金融監督が必要であるとの認識になっている。EUでは欧州システムック・リスク理事会（European Systemic Risk Board = ESRB）を創設し、ミクロプルーデンス政策を行う欧州監督機構（EBA）とともに金融監督の柱となっている。この理事会では金融システム全体に潜

在するリスクを監視し、リスクが高まれば対応することが求められる。この理事会には、議決権を有するメンバーとして欧州中央銀行（ECB）の総裁・副総裁，各国中央銀行総裁，欧州委員会代表，欧州監督機構議長，欧州保険年金監督機構（EIOPA）議長，欧州証券市場監督機構（ESMA）議長，専門家からなる学術的諮問委員会の議長・副議長，政策当局者からなる技術的諮問委員会の議長がなり，議決権を有しないメンバーとして各国金融監督当局者の代表および経済財政委員会の議長が入っている。そのような構成によってEU域内でのマクロプルーデンスを行うために，各国間の調整およびEU・ECBとの調整も行いながら，これから起きうであろう金融システムの不安定性に対処しようとしている。

ただし，マクロプルーデンス政策によって本稿で強調したようなCDS取引をはじめとするデリバティブ商品を用いた投機的取引の影響をどの程度まで予測し，それを抑制できるかは不明である。これからのこの政策の運用を見守ることと同時に，EUでの最適なマクロプルーデンス政策はいかにあるべきかを検討する必要がある。これについては今後の課題としたい。

国際的な金融規制では米国のボルカールールが適用されれば金融機関にとって規制強化となるものの，その現実的に適用できるのかどうか不明であり，また適用されたとしてもシャドーバンキングなどの抜け穴をどう防げるのかも不明なままである。ただボルカールールを含む新しい米国の金融監督規制が実行されれば，米国のローカルルールが国内では適用される。またEUも銀行同盟を中心とした金融規制が実行されればEUローカルのルール適用が求められる。そのような現状を図3の金融規制のトリレンマ図では②の方向性へと金融業を向かわせることとなる。ローカルルールが混在する金融規制の状態となつたとすると金融取引，特に投機的取引を行うヘッジファンドを含むシャドーバンキングの行動を抑制することができるのであろう



出所) Ariyoshi (2014) をもとに著者訳出。

か。異なるルールが混在する場合、その違いを利用した投機的な動きをかえってとりやすくなる。それが金融市場の肥大化、投機家の流れをおさえ、債務危機などの経済危機の芽を摘むことが難しくなるであろう。

それを防ぐには、シャドバンキングを含む投機家を対象にした国際的な統一したルールが必要であろう。これは自由な取引をある程度、規制することとなるのでその意味では効率性を損なうこととなるが、債務危機の回避を含む長期的な金融安定性を確保できるのであれば、それは市場の「安定効率性」を保証するものとなるであろう。

参考文献

- 大野早苗 (2012) 「欧州ソブリン危機 —ソブリン・リスクと金融セクターのデフォルト・リスクの波及効果について—」『フィナンシャル・レビュー』平成24年第3号, 70-96。
- 高屋定美 (2009) 『欧州通貨統合とマクロ経済政策』ミネルヴァ書房。
- 高屋定美 (2011) 『欧州危機の真実』東洋経済新報社。
- 高屋定美 (2013) 「欧州債務危機は設備投資を抑制したのか？」関西大学商学論集, 第58巻, 第3号, 37-55。
- 高屋定美 (2014a) 「なにが欧州債務国のCDSプレミアムを動かすのか？—欧州債務危機下のソブリンCDSプレミアム変動要因の実証分析—」関西大学商学論集, 第58巻, 第4号, 1-18。
- 高屋定美 (2014b) 「欧州債務危機下でCDSプレミアムは伝染したのか？—ソブリンCDSプレミアムによる伝染効果の実証分析—」未定稿。
- 高屋定美 (2014c) 「欧州債務危機下でCDSプレミアムが国債利回りを動かしたのか？—ソブリンCDSプレミアムによる実証分析—」未定稿。
- Allen, F., and D.Gale (2000) "Financial Contagion", *Journal of political economy*, 108, 1-33.
- Argyrou, M. G. and A.Kontonikas (2012) "The EMU sovereign-debt crisis: Fundamentals, expectations and contagion". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 658-677.
- Ariyoshi, Akira (2014) "Navigating the Financial Regulator's Impossible Trinity", *Financial System Stability, Regulation and Financial Inclusion*, IMF-FSA-ADBI Conference, 発表資料。
(http://www.ipp.hit-u.ac.jp/activityreport/21040128_IMF-FSA-ADBI_ConferencePresentation.pdf)
- Ayala, A., & Blazsek, S. (2014) "Contagion of Sovereign Debt in the Eurozone", *Theoretical Economics Letters*, 4, 98-109.
- Geert, Bekaer., Harvey, C. R., & Ng, A. (2005) "Market Integration and Contagion", *Journal of Business*, 78, 39-69.
- Beirne, J., & Fratzscher, M. (2013) "The Pricing of Sovereign Risk and Contagion during the European Sovereign Debt Crisis", *Journal of International Money and Finance*, 34, 60-82.
- Calvo G. A. and E. G. Mendoza, (2000) "Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets", *Journal of International Economics*, 51, 79-114.
- Caramazza, F., Ricci, L., & Salgado, R. (2004) "International Financial Contagion in Currency Crises". *Journal of International Money and Finance*, 23, 51-70.
- Claessens S., R. Dornbusch and Y. C. Park (2001) "Contagion: Why Crises Spread and How This can be Stopped", S. Claessens and K. J. Forbes, eds., *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers.
- Constancio, V. (2012) "Contagion and the European Debt Crisis". *Financial Stability Review* (Banque de France), 16, 109-121.
- Corsetti, G., Pericoli, M., and M. Sbracia (2005) "Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in

- Tests of Financial Contagion". *Journal of International Money and Finance*, 24, 1177-1199.
- Dungey, M., R. Fry and V. L. Martin (2003) "Equity Transmission Mechanisms from Asia to Australia: Interdependence or Contagion?" *Australian Journal of Management*, 28, 2, 157-182.
- Dungey M., R. Fry, B.G. Hermsillo and V. L. Martin (2004) "Empirical Modeling of Contagion: A Review of Methodologies", *IMF Working Paper*, #WP/04/78.
- Forbes K. and R. Rigobon, (2001) "Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues", S. Claessens and K. J. Forbes, eds. *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers.
- Forbes K. and R. Rigobon (2002) "No contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements", *The Journal of Finance*, 57, 2223-2261.
- Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., & Végh, C. A. (2003) "The Unholy Trinity of Financial Contagion". *Journal of Economic Perspectives*, 17, 51-74.
- Kodres L. E. and M. Pritsker, (2002) "A Rational Expectations Model of Financial Contagion", *The Journal of Finance*, 57, 769-799.
- Masson P. (1998) "Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria", *IMF Working Paper*, #WP/98/142.
- Mink, M., & De Haan, J. (2013) "Contagion during the Greek Sovereign Debt Crisis" *Journal of International Money and Finance*, 34, 102-113.
- Rigobon R., (2003) "On the Measurement of the International Propagation of Shocks: Are They Stable?" *Journal of International Economics*, 61, 261-283.